Econometria

Multicolinearidade



Multicolinearidade

- Muitas variáveis econômicas podem caminhar juntas de maneira sistemática.
- Tal fenômeno é denominado colinearidade e, quando consideramos diversas variáveis, multicolinearidade.
- Originalmente, significava a existência de uma relação linear "perfeita". entre algumas ou todas as variáveis explicativas do modelo de regressão.
- Atualmente, o termo Multicolinearidade é usado no sentido mais amplo em que as variáveis explicativas estão intercorrelacionadas, mas não perfeitamente.

MULTICOLINEARIDADE

Uma das hipóteses do Modelo Clássico de Regressão Linear (MCRL) é a de que não existe multicolinearidade perfeita entre as variáveis explicativas.

Conceitualmente, a multicolinearidade ocorre quando há uma relação linear perfeita entre os regressões, de tal forma que

$$\lambda_1 x_1 + \lambda_2 x_2 + \dots + \lambda_k x_k = 0$$

Menos estritamente, o termo "multicolinearidade" também tem sido empregado mesmo quando as relações entre os regressões não são perfeitas:

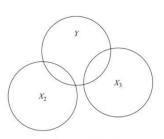
$$\lambda_1 x_1 + \lambda_2 x_2 + \dots + \lambda_k x_k + u_i = 0$$



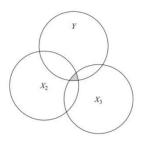
Exemplo Multicolinearidade Perfeita x Multicolinearidade Imperfeita

Multicolinearidade

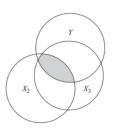
Diagrama de Ballentine:



(a) Ausência de colinearidade



(b) Baixa colinearidade



(e) Colinearidade muito alta

ALGUMAS FONTES DE MULTICOLINEARIDADE

a) Coleta de dados:

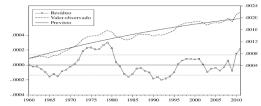
A amostra pode ser escolhida de tal forma que os regressores apresentem grande relação.

Ex: Relação entre renda e riqueza (função de consumo)

a) Especificação do modelo:

inclusão termos polinomiais, principalmente quando a amplitude da variável x é pequena.





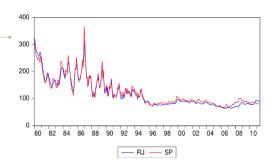
ALGUMAS FONTES DE MULTICOLINEARIDADE

c) Modelo sobredeterminado

Número de parâmetros maior que o número de observações.

d) Existência de tendência comum

Todas as variáveis aumentam ou diminuem ao longo do tempo.



Considere um modelo de recressão com duas varia; VEIS EXPLÍCATIVAS.

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + u_i$$

$$\begin{array}{ll} \text{Define MQO OBTENOS} \\ \hat{\beta}_{3} = \frac{(\Sigma y_{1} \times_{2} i)(\Sigma \times_{2}^{2} i) - (\Sigma y_{1} \times_{3} i)(\Sigma \times_{2} i \times_{3} i)}{(\Sigma \times_{2}^{2} i)(\Sigma \times_{2}^{2} i) - (\Sigma y_{1} \times_{3} i)(\Sigma \times_{2}^{2} i)^{2}} \\ \hat{\beta}_{3} = \frac{(\Sigma y_{1} \times_{2} i)(\Sigma \times_{2}^{2} i) - (\Sigma y_{1} \times_{2} i)(\Sigma \times_{2} i \times_{3} i)}{(\Sigma \times_{2}^{2} i)(\Sigma \times_{2}^{2} i) - (\Sigma \times_{2} i \times_{3} i)^{2}} \\ \hat{\beta}_{4} = \overline{y} - \hat{\beta}_{2} \overline{\chi}_{2} - \hat{\beta}_{3} \overline{\chi}_{3} \overline{\Sigma}_{x} y_{1} = \overline{\Sigma}_{x} (y_{1} - \overline{y}) = \overline{\Sigma}_{x} (y_{1} - \overline{y})$$

A LETRA MINÚSCULA INDIGA OS DESUIDS EM RELAÇÃO MOS VALORES MEDIOS.

Suppose Que $X_{3i}=\lambda X_{2i}$, en que λ é una constante differente de zero. Assin, $\hat{\beta}_{2}=\frac{(\Sigma y_{i} x_{2i})(\lambda^{2} \Sigma x_{2i}^{2})-(\lambda \Sigma y_{i} x_{2i})(\lambda \Sigma x_{2i}^{2})}{(\Sigma x_{2i}^{2})(\lambda^{2} \Sigma x_{2i}^{2})-\lambda^{2}(\Sigma x_{2i}^{2})^{2}}=\frac{0}{0}$

DUE É UMA EXPRESSÃO INFETERMINADA.

LEMBRANDO QUE B2 NOS DA A VARIAÇÃO DO UMOR

MEÍDIO DE Y QUANDO X2 VARIA POR UMA UNIDADE,

MONTENDO X3 CONSTANTE. CONTUDO, SE X2 & X3

FORM PREFEITAMENTE COLÍNEARES, NÃO HAVERO COMO

MANTER X3 CONSTANTE.

Aula 4

QUANDO X2 VARIA, X3 TAMBÉM VARIA DELO FATOR X. 15TO É, NÃO LA COMO DISTINGUIR AS INFLUÊNCIAS DE X2 e X3 DE FORMA SERARADO NA AMOSTRA DADA.

VAMOS AGORA SUBSTITUIR X31 = \(\lambda \times_{21}, NA &Q. DE REG.

Intuitivamente, se duas variáveis explicativas possuem relação perfeita, não há como separar sua influência individual sobre y, o que é um problema grave.

Ex:
$$\begin{cases} y_i = \hat{\beta}_2 x_{2i} + \hat{\beta}_3 x_{3i} + \hat{u}_i \\ x_{3i} = \lambda x_{2i} \end{cases}$$



MULTICOLINEARIDADE ALTA, MAS IMPERFEITA

A multicolinearidade perfeita é um caso extremo. Em geral, temos:

$$\lambda_1 x_1 + \lambda_2 x_2 + u_i = 0$$

A introdução do componente aleatório torna possível a estimação dos parâmetros.

É realmente necessária a suposição de Multicolinearidade?

- Em caso de multicolinearidade perfeita, os coeficientes de regressão serão indeterminados e seus erros padrão, infinitos.
- Quando a multicolinearidade é imperfeita, embora determinados, os coeficientes de regressão poderão possuir erros padrão altos, de forma que os coeficientes não poderão ser estimados com grande precisão.
- A multicolinearidade n\u00e3o viola nenhuma das suposi\u00f3\u00f3es do modelo cl\u00e1ssico de regress\u00e3o.
- Mesmo na presença de multicolinearidade teremos estimadores BLUE.

É realmente necessária a suposição de Multicolinearidade?

- O fato dos estimadores serem BLUE não significa que a variância é pequena em relação ao valor do estimador e sim que entre todos estimadores não viesados, o estimador de MQO tem variância mínima.
- O único problema é que devido aos erros padrões grandes das estimativas, teremos estimação menos precisa.
- Contudo, outras características da amostra também podem gerar essa imprecisão:
 - Amostras pequenas
 - II. Variáveis explicativas com pequena variação.

Em resumo, a multicolinearidade é um problema tão grave quanto baixa variabilidade de x e amostras pequenas (micronumerosidade). Trata-se de um problema amostral.

Mesmo com multicolinearidade imperfeita, os parâmetros continuam não tendenciosos. Na verdade, viés é uma propriedade de amostras repetidas, não de uma amostra particular.

A variância continua sendo mínima (estimador é eficiente).

O aumento do tamanho da amostra pode reduzir o problema de multicolinearidade.



O estimador é BLUE, mas com alta variância

Razões t "insignificantes"

$$t = \frac{\hat{\beta}_2}{ep(\hat{\beta}_2)}$$

Como a variância dos estimadores será mais alta na presença de multicolinearidade, as estatísticas t tendem a ser baixas.



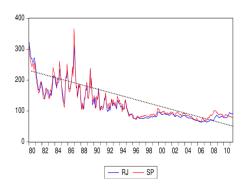
Intervalos de confiança mais amplos

$$pr\left[\hat{\beta}_{2} - ep\left(\hat{\beta}_{2}\right)\right] t_{\alpha/2} \leq \beta_{2} \leq \hat{\beta}_{2} + ep\left(\hat{\beta}_{2}\right) t_{\alpha/2} = 1 - \alpha$$

A variância do estimador será maior e, consequentemente, seu erro padrão. Por isso, os intervalos na presença de multicolinearidade tendem a ser grandes.

Alto valor de R² com "t's" insignificantes

Os testes individuais podem indicar insignificância dos parâmetros, mas o R² pode ser alto, sobretudo em modelos de séries temporais — as variáveis podem compartilhar a mesma tendência.



Sensibilidade dos estimadores de MQO e dos erros padrão a pequenas alterações nos dados

São problemas de micronumerosidade (amostras pequenas). Os erros padrão podem ser sensíveis e elevados em razão do baixo tamanho amostral.

RESUMO: Consequências da Multicolinearidade

- Estimação imprecisa dos parâmetros devido às grandes variâncias dos estimadores de MQO.
- Intervalos de confiança dilatados (mais amplos).
- Os testes t podem levar a conclusões de que as estimativas são insignificantes(não são significativamente diferentes de zero).
- Valores elevados do coeficiente de determinação, indicando poder explicativo significativo do modelo como um todo.
- Os estimadores e seus erros padrão podem ser muito sensíveis a pequenas alterações nos dados (acréscimo ou supressão de observações ou variável aparentemente insignificante.).

EXEMPLO

Considere as variáveis: Consumo (Y), Renda (X2) e Riqueza (X3). Considere a equação de regressão para explicar o consumo. É possível detectar algum problema de Multicolinearidade?

$$\hat{Y}_i = 24,7747 + 0,9415X_{2i} - 0,0424X_{3i}$$
 $(6,7525) (0,8229) (0,0807)$
 $t = (3,6690) (1,1442) (-0,5261)$
 $R^2 = 0,9635 \quad \overline{R}^2 = 0,9531 \quad gl = 7$

$$Var(\hat{\beta}_j) = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n x_j^2 (1 - R_j^2)}$$

VARIÂNCIA DO ERRO: σ^2

- Um σ^2 maior significa variâncias maiores dos estimadores de MQO: Mais ruído na equação torna mais difícil estimar o efeito de qualquer variável independente.
- Como σ^2 refere-se a população não tem nenhuma relação com o tamanho da amostra.
- Uma maneira de reduzir a variância do erro é adicionar mais variáveis explicativas. Mas nem sempre é possível encontrar variáveis adicionais que afetem Y.

$$SQT_{j} = \sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} = \sum_{i=1}^{n} (X_{ij} - \bar{X}_{j})^{2}$$

- Quanto maior a variação total em X_j , menor é a $Var(\hat{\beta}_j)$.
- Quanto mais dispersa for a amostra das variáveis independentes, mais fácil será descrever a relação entre E(Y|X) e X, isto é estimar β .
- Se há pouca variação nos X pode ser difícil estabelecer com precisão como E(Y|X) varia com X.

$$SQT_{j} = \sum_{i=1}^{n} x_{j}^{2} = \sum_{i=1}^{n} (X_{ij} - \bar{X}_{j})^{2}$$

- Quando o tamanho da amostra cresce, cresce a variação total nos X_i . Um tamanho de amostra maior resulta em uma variância menor de $\hat{\beta}_i$.
- Esse é o componente da variância que depende do tamanho da amostra.
- LEMBRANDO: Quando SQT_j é pequeno, $Var(\hat{\beta}_j)$ pode ficar muito grande, mas um SQT_j pequeno não é violação das hipóteses do modelo..

$$(1 - R_i^2)$$
:

- Considere $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + u$.
- $Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{SQT_1(1-R_1^2)}$
- R₁² é o coeficiente de determinação da regressão simples de X₁ sobre X₂. Um valor de R₁² próximo de 1 indica que X₂ explica bastante da variação de X₁ na amostra.
- À medida que R_j^2 cresce em direção a um, $Var(\hat{eta}_j)$ torna-se maior.

- I. Correlação entre pares de Regressores
 - Uma forma simples de detectar multicolinearidade é utilizar o coeficiente de correlação amostral, que são medidas descritivas de associação linear, entre pares de variáveis explicativas.
 - Uma regra empírica: um coeficiente de correlação maior que 0.8, em valor absoluto, indica forte associação linear e uma relação de colinearidade potencialmente prejudicial.
 - As relações de multicolinearidade podem envolver mais de duas variáveis explicativas, o que pode não ser detectado pelo exame de correlação dos pares.

II. Regressões Auxiliares

- A multicolinearidade surge devido ao fato de um ou mais regressores serem combinações lineares exatas ou aproximadas dos outros regressores.
- Uma forma de detectar a multicolinearidade e descobrir qual variável está relacionada as outras variáveis é fazer regressões auxiliares.
- A variável do membro esquerdo (dependente) é uma das variáveis explicativas e as variáveis do membro direito são todas as variáveis explicativas restantes.

$$\mathbf{X}_{i2} = \alpha_1 \mathbf{X}_{i1} + \alpha_3 \mathbf{X}_{i3} + \ldots + \alpha_p \mathbf{X}_{ip} + \nu_i$$



II. Regressões Auxiliares

- Caulcula-se o R_j² de cada uma das regressões auxiliares, que é o coeficiente de determinação na regressão da variável X_j contra as variáveis X remanescente.
- Klein sugere que a multicolinearidade pode representar um problema se o R_j² obtido de uma regressão auxiliar for superior ao R² da regressão de Y contra todos os regressores.
- Outro critério adotado é considerar 0.8 como ponto de corte.
- Se as associações lineares entre os regressores forem complexas, pode ser difícil identificar as inter-relações isoladas.

III. Fator de Inflação de Variância (FIV)

 Exprime a velocidade com o qual as variâncias e covariâncias aumentam.

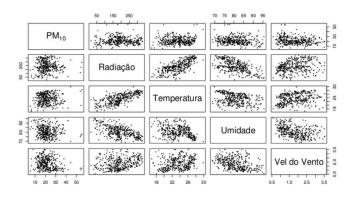
$$FIV_j = \frac{1}{(1 - R_j^2)}$$

- Assim, podemos escrever $\text{Var}(\hat{eta}_{j}) = rac{\sigma^{2}}{\sum x_{j}^{2}} \text{FIV}_{j}$
- Quando o R_j² aumenta, ou seja, quando a colinearidade de X_j com os outros regressores aumenta, o FIV também aumenta.
- Como regra prática, se o FIV for maior que 10 essa variável será tida como altamente colinear.

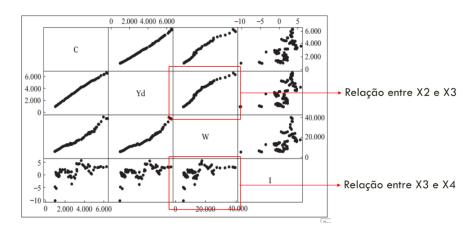
IV. Diagramas de Dispersão

Podemos observar a dispersão das variáveis.

Observações agrupadas com determinado padrão podem indicar multicolinearidade.



IV. Diagramas de Dispersão



CRÍTICA:

Não considera a influência das outras variáveis.

I. O problema da multicolinearidade é que os dados não contém informação sobre os efeitos individuais das variáveis explicativas suficiente para estimar com precisão todos os parâmetros do modelo Estatístico. Uma solução consiste em aumentar a amostra.

Essas novas informações podem constituir em dados amostrais melhores e mais numerosos, contudo, as novas observações podem sofrer da mesma relação de colinearidade e não dar grande contribuição na forma de informações novas e independentes.

II. Podemos introduzir informações não amostrais sobre a forma de restrições sobre os parâmetros.

Com a utilização de restrições sobre os valores dos parâmetros, reduzimos a variabilidade amostral do estimador. Contudo, a menos que as restrições sejam exatamente verdadeiras, o estimador restrito resultante é tendencioso.

Essas informações não amostrais podem provir de princípios econômicos ou experiência anterior.

Por exemplo, poderíamos considerar que $\beta_3=0.2\beta_2$ ou que em um modelo para estimar demanda as variáveis explicativas: renda e preço aumentem na mesma proporção. Isso equivale a multiplicar por uma constante todos os preços e renda.

III. Uma solução simples é excluir uma das variáveis colineares

Contudo, é necessário ter cautela pois podemos cometer erro de especificação devido a uma especificação incorreta do modelo.

Se a teoria econômica informa que as duas variáveis deveriam ser incluídas no modelo, excluir uma das variáveis pode constituir erro de especificação.

IV. Uma solução é transformar as variáveis.

Uma possibilidade é a transformação proporcional, ou seja, o modelo transformado é obtido dividindo-se o modelo original por uma das variáveis explicativas.

Em um modelo para explicar a despesa de consumo através do PIB e população, é possível obter o modelo transformando dividindo todos os termos pela população.

Outra possibilidade se os dados são de séries temporais é fazer a regressão da primeira diferença da série.

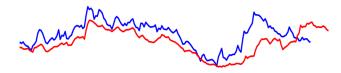
IV. Diagramas de Dispersão

Transformação proporcional.

$$CO2_{i} = \hat{\beta}_{1} + \hat{\beta}_{2}PIB_{i} + \hat{\beta}_{3}POP_{i} + \hat{u}_{i}$$

$$\frac{CO2}{POP_{i}} = \hat{\beta}_{1} \left(\frac{1}{POP_{i}}\right) + \hat{\beta}_{2} \frac{PIB_{i}}{POP_{i}} + \hat{\beta}_{3} + \frac{\hat{u}_{i}}{POP_{i}}$$

Aplicar a primeira diferença.



O que fazer se a multicolinearidade for grave?

IV. Uma solução é transformar as variáveis.

Um problema que surge da transformação proporcional é que o termo de erro do modelo transformado será heterocedástico.

E no caso da transformação de primeira diferença o termo de erro pode não satisfazer as hipóteses do modelo clássico de regressão e adcionalmente há a perda de uma observação devido ao procedimento de tomar uma diferença.

O que fazer se a multicolinearidade for grave?

V. Outro método para remediar a multicolinearidade é utilizar outras técnicas para analisar os dados.

Técnicas estatísticas multivariadas como componentes principais e análise de fator podem ser empregadas para resolver o problema.

Outra técnica bastante utilizada é a regressão ridge.

Algumas considerações

 Como a multicolinearidade n\u00e3o viola nenhuma das hip\u00f3teses do modelo, o problema de multicolinearidade n\u00e3o \u00e9 de fato bem definido.

- O fato de um R_j^2 ser alto significa que x_j tem uma forte relação linear com as outras variáveis. Contudo se isso irá se traduzir em uma $Var(\hat{\beta}_j)$ que é grande demais para ser útil, vai depender dos tamanhos de σ^2 e SQT_j .
- Assim, como uma valor grande de R_j^2 pode causar uma $\mathrm{Var}(\hat{\beta}_j)$ grande, uma valor pequeno de SQT_j também pode levar a variâncias grandes.

Algumas considerações

- Embora o problema de multicolinearidade não possa ser claramente definido, uma coisa é certa: tudo mais sendo igual, para estimar β_j , é melhor ter menos correlação entre x_j e as outras variáveis independentes.
- Outro ponto importante é que um elevado grau de correlação entre certas variáveis independentes pode ser irrelevante no que diz respeito a quão bem podemos estimar outros parâmetros do modelo.
- Por exemplo, se x_2 e x_3 são altamente correlacionadas mas x_1 é não correlacionada com x_2 e x_3 , o valor da correlação entre x_2 e x_3 não tem efeito sobre $Var(\hat{\beta}_1)$.

$$\operatorname{Var}(\hat{\beta}_j) = \frac{\sigma^2}{SQT_1}$$

Exemplo 1: Sensibilidade dos estimadores de MQO a pequenas alterações nos dados.

Table: Dados Fictícios

Y	<i>X</i> ₂	<i>X</i> ₃
1	2	4
2	3	6
3	4	8
4	6	14
5	8	16

Table: Dados Fictícios Modificados

Y	X_2	<i>X</i> ₃
1	2	4
2	3	6
3	4	14
4	6	8
5	8	16

- a) Obtenha a regressão para os dados da primeira tabela e avalie a significância dos coeficientes de regressão.
- b) Faça o mesmo para os dados da segunda tabela e compare a significância dos coeficientes.
- c) Verifique os valores das correlações entre X_2 e X_3 nas duas regressões.

Considere o problema em economia de estimar o consumo a partir da renda e da riqueza.

Table: Dados Consumo-Renda

Y	<i>X</i> ₂	<i>X</i> ₃
70	80	810
65	100	1009
90	120	1273
95	140	1425
110	160	1633
115	180	1876
120	200	2052
140	220	2201
155	240	2435
150	260	2686

- a) Obtenha a e equação de regressão para o problema. Avalie a significância dos parâmetros, R² e teste F de adequação do modelo. Todos os regressores têm sinais que atendem as expectativas?
- b) Obtenha intervalos de confiança para β_2 e β_3 . O que você pode concluir?
- c) Faça a regressão de X_3 contra X_2 . O que você pode concluir?
- d) Faça as regressões de Y contra X_2 e contra X_3 separadamente. O que você pode concluir?
- e) Use outras técnicas vistas em sala para detectar a presença de Multicolinearidade.

Vamos agora obter mais informações sobre os dados. Considere o banco de dados "dadosMulticolinearidadeConsumo.R".

- a) Obtenha a e equação de regressão para o problema. Avalie a significância dos parâmetros, R² e teste F de adequação do modelo. Todos os regressores têm sinais que atendem as expectativas?
- b) Considere agora um modelo usando a transformação logaritimica para o consumo, renda e riqueza. Repita a análise do item anterior. Nessa modelo, β_2 e β_3 dão a elasticidade da renda e riqueza e β_4 a semielasticidade.
- c) Avalie os coeficientes do modelo.
- d) Você acha que a multicolinearidade continua sendo um problema?